

5 Endogeneidade

No capítulo anterior estimamos a variância condicional da taxa de câmbio, levando em conta os possíveis efeitos das intervenções do Banco Central do Brasil neste mercado. Entretanto, nesta análise ignorou-se o provável problema de endogeneidade a que estamos sujeitos. O Banco Central adiciona volatilidade à taxa de câmbio ou este está atuando quando a volatilidade é mais elevada? Quando uma das variáveis explicativas é determinada conjuntamente com a variável dependente, estamos diante de uma das formas de endogeneidade das variáveis explicativas, a simultaneidade. No nosso caso, a variável explicativa, intervenções, pode estar sendo simultaneamente determinada pela variância da taxa de câmbio. Isto ocorre quando o Banco Central, com o intuito de reduzir a incerteza no mercado cambial, compra e vende moeda estrangeira ou títulos e *swaps* cambiais.

5.1. A Literatura

Muitos trabalhos na literatura que investigam a endogeneidade das intervenções, estimam um modelo Probit para intervenções utilizando a variância da taxa de câmbio e o desvio da taxa de câmbio de um nível de equilíbrio defasados em um período. Baillie e Osterberg (1997a) estimam um Probit para investigar se a volatilidade da taxa de câmbio Granger causa intervenções. A volatilidade utilizada é a estimada por um modelo GARCH (1,1). No mercado de DM/US\$ não há evidência de que o excesso de volatilidade aumente a probabilidade de intervenção, porém no mercado de Yen/US\$ o aumento de volatilidade parece ter induzido a compra de dólares. Beine, Quéré e Lecourt (2002) também investigam a endogeneidade das intervenções após encontrarem um impacto positivo das intervenções na volatilidade da taxa de câmbio para os mercados de DM/US\$ e Yen/US\$. A análise é similar a de Baillie e Osterberg (1997) exceto que neste caso eles estimam um FIGARCH, não

encontrando evidência de que o Banco Central tenha respondido a volatilidade passada da taxa de câmbio. Dominguez (1998) encontra resultados similares ao de Baillie e Osterberg (1997a) ao analisar os mesmos mercados.

Kim et al. (2000) analisando dados da Austrália, estimam um modelo EGARCH e encontram que nos dias de intervenção a volatilidade da taxa de câmbio aumenta significativamente, porém ao introduzir *dummies* de intervenção acumulada esta se mostra negativa e significativa, indicando que ao intervir em dias consecutivos o Banco Central convence o mercado de sua intenção de suavizar.

Diferentemente dos outros estudos, Almekinders (1995) utilizou o arcabouço de Vella (1993) para tratar do efeito das intervenções no retorno diário da taxa de câmbio. No entanto, o autor não encontra evidência de endogeneidade do volume das intervenções em seu modelo.

5.2. Metodologia

Geralmente, quando aplicamos o método de Mínimo Quadrados Ordinários para estimar uma equação de um sistema simultâneo, os estimadores são viesados e inconsistentes. Porém, com o apoio de uma variável instrumental, podemos identificar e estimar consistentemente seus parâmetros. Nos deparamos ainda com outro fator que dificulta a análise pois as intervenções são uma variável dependente limitada uma vez que esta assume valor zero numa fração considerável da população. Como observou Almekinders (1995), uma possível explicação para este fato é que o Banco Central evita intervenções no mercado de câmbio que possam alterar a trajetória da taxa de câmbio até que a percepção de uma necessidade de intervir exceda um certo limite. Entretanto, como esta necessidade não pode ser observada, é adequado encararmos as intervenções como uma variável latente. Podemos escrevê-la da seguinte forma:

$$(4.1) \quad Int = \max(0, Int^*)$$

onde Int^* , nossa variável latente, representa as intervenções “desejadas” e Int são as intervenções realizadas. A equação acima nos diz que para intervenções

“desejadas” positivas, a intervenção observada é a mesma que a desejada, caso contrário, a intervenção observada é zero.

Vella (1993) desenvolveu um método de estimação consistente para modelos simultâneos que possuem regressores endógenos censurados. A metodologia nos permite ainda realizar um teste de endogeneidade. Inicialmente, temos uma equação estrutural de interesse cujos parâmetros serão identificados após aplicarmos o método de Vella (1993). Esta é caracterizada por apresentar variáveis explicativas censuradas endógenas e variáveis pré-determinadas. Em seguida temos um sistema de equações reduzidas em que as variáveis endógenas censuradas são escritas em função das variáveis exógenas do modelo. Considere o seguinte sistema de M equações, sendo a primeira estrutural e as $M - 1$ seguintes em sua forma reduzida:

$$(4.2) \quad w_i = \mathbf{a}'X_i + \mathbf{j}'Y_i + e_i \quad i = 1, \dots, n$$

$$(4.3) \quad Y_i^* = \Gamma Z_i + v_i \quad i = 1, \dots, n$$

onde w é a variável dependente na equação de interesse; Y^* é um vetor $M - 1$ de variáveis endógenas não-observáveis; Y é um vetor $M - 1$ de variáveis censuradas, X e Z são vetores de variáveis exógenas; \mathbf{a} , \mathbf{j} e Γ são parâmetros a serem estimados e e e v são os erros com média zero. Os parâmetros do modelo são identificáveis segundo a imposição de restrições de exclusão no número de variáveis de cada regressor censurado que apareça na equação estrutural. A variável de exclusão é aquela que é correlacionada com uma variável endógena explicativa, mas não é correlacionada com o distúrbio da regressão estrutural, ou seja, é excluída da equação estrutural. A derivação do método de estimação e do teste de endogeneidade podem ser encontrados no Apêndice A.

5.3. O Modelo

Em linha com Almekinders (1995), utilizaremos o arcabouço de Vella (1993) para tratar do problema da endogeneidade das intervenções. No entanto, estaremos interessados aqui em focar no efeito das intervenções na variância da taxa de câmbio, diferentemente de Almekinders (1995) que estudou o efeito das intervenções no retorno do câmbio. Podemos escrever o problema da seguinte forma:

$$(4.4) \quad \text{Var}(e_t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \text{IntervSpot}_t + \mathbf{a}_2 \text{SpreadHY}_t + u_t$$

$$(4.5) \quad \text{IntervSpot}_t^* = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 (r - r^*) + \mathbf{b}_2 \text{SpreadHY}_t + v_t$$

A primeira equação é aquela que nos permitirá estimar o efeito das intervenções na variância da taxa de câmbio. A variância da taxa de câmbio nominal é representada acima por $\text{Var}(e_t)$ e corresponde a variância condicional estimada no modelo EGARCH (1,1) em sua forma mais simples, ou seja, sem levar em conta os possíveis efeitos das intervenções²⁰.

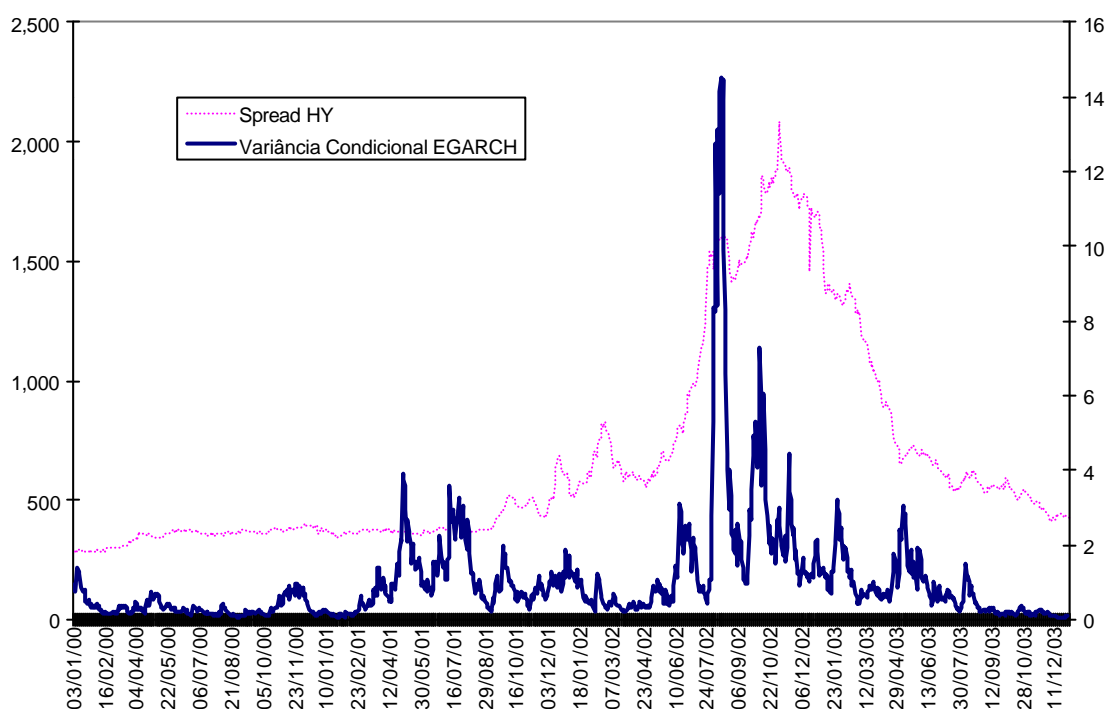
A IntervSpot_t é a variável de interesse principal nesta equação. A *proxy* utilizada é a mesma que descrevemos no capítulo anterior para compra e venda de dólares no mercado à vista de câmbio que inclui linhas com recompra e linhas para exportação.

Um fator importante para explicar a volatilidade nos mercados é o grau de aversão ao risco dos investidores internacionais. Em momentos de pouco apetite pelo risco, ainda que os fatores domésticos do país estejam bem avaliados, pode haver uma forte contração de liquidez no mercado de capitais, influenciando diretamente a volatilidade da taxa de câmbio. Para controlarmos este efeito, introduziu-se uma *proxy* para o apetite pelo risco dos investidores internacionais captado pela variável SpreadHY_t . Esta é o *spread* dos títulos das empresas arriscadas americanas, *High Yield Bonds*, em relação à taxa de juros livre de risco.

²⁰ O desvio padrão de nossas estimativas deve ser considerado com cautela uma vez que estamos gerando os regressores. Para investigarmos a dependência dos resultados da estrutura imposta à variância condicional, utilizamos também outros modelos para estimá-la e apresentaremos os resultados mais à frente.

A evidência empírica recente apontou esta variável como uma *proxy* eficiente para a aversão ao risco internacional²¹. A fonte destes dados é a *Bloomberg* e o índice utilizado é o índice do *JPMorgan Developed High Yield Utilities Spread to Worst* que considera os *spreads* dos títulos das empresas americanas consideradas arriscadas (*rating* B, BB e CCC) sobre os títulos do tesouro americano com *duration* equivalente.

Figura 9 – Spread High Yield Bonds e Variância Condicional da Taxa de Câmbio



A segunda equação tem como variável dependente as Intervenções “desejadas”, e está em função das variáveis exógenas ao modelo: o *spread* dos *high yield bonds* e o desvio da taxa de câmbio real de um nível de equilíbrio de longo prazo. Para melhor compreendermos a segunda equação do modelo apresentado acima, é interessante definirmos uma equação estrutural que representa a função de reação do Banco Central de intervenções no mercado de câmbio e que pode ser colocada na mesma forma reduzida encontrada na equação (4.5). A função de reação *ad hoc* escolhida nos diz que as intervenções

²¹ Calvo (2003) apontou para a correlação entre o prêmio de risco de países emergentes e os fatores internacionais.

“desejadas” do Banco Central respondem a desvios da taxa de câmbio de um nível de equilíbrio de longo prazo e à variância da taxa de câmbio:

$$(4.6) \quad IntervSpot_t^* = \mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1(r - r^*) + \mathbf{g}_2 Var(e_t) + z_t$$

Como mostramos no Apêndice B, ao substituirmos a equação (4.4), na equação acima, encontramos a equação (4.5). A taxa de câmbio real utilizada é bilateral real/dólar e os índices de preços são os índices ao consumidor brasileiro (IPCA) e o americano (CPI). Para encontrarmos o desvio da taxa de câmbio real de sua taxa de equilíbrio foi calculada uma *proxy* para a taxa de equilíbrio. Neste sentido, utilizou-se a PPP da taxa de câmbio definida aqui como a média da taxa de câmbio real no período de 1980 a 2003²². Para obtermos uma série diária para a taxa de câmbio real, interpolou-se exponencialmente os índices de preço ao consumidor. Como o objetivo aqui é investigar a validade dos resultados do exercício empírico realizado no último capítulo, a frequência e o período estudado aqui é o mesmo que o analisado no capítulo anterior, isto é, dados diários de 2000 a 2003.

Como procedimento, o primeiro passo a ser seguido é estimarmos a equação (4.5) fazendo uso de um modelo Tobit, próprio para variáveis dependentes censuradas. Os resíduos generalizados são:

$$(4.7) \quad \tilde{\mathbf{J}}_i = E(v_i \mid y_i) = -\tilde{\mathbf{s}}_v(1 - I_i)\tilde{\mathbf{f}}_i(1 - \tilde{\Phi}_i)^{-1} + I_i \tilde{v}_i$$

Em seguida, substituímos o resíduo da equação estrutural por sua expectativa condicional mais um erro de média zero e estimamos os parâmetros por MQO. Utilizamos a matriz de variância e covariância de Newey-West (1987) que é robusta a heterocedasticidade e autocorrelação. Realizamos o mesmo exercício para as intervenções com títulos cambiais e *swaps*, no período de ago/00 a dez/03.

²² Devido à controvérsia existente acerca da validade da PPP, calculamos também uma média móvel para o período para testar a robustez dos resultados que apresentaremos na próxima seção.

5.4. Resultados

Os resultados se encontram na tabela 6. As intervenções à vista no mercado de câmbio se mostram estatisticamente significantes a 1% de significância e, contrariando os resultados encontrados anteriormente, afetam negativamente a variância da taxa de câmbio.

Tabela 6 : Intervenções Spot x Intervenções Títulos Cambiais + Swaps

$$\text{I) } \text{Var}(e_t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \text{IntervSpot}_t + \mathbf{a}_2 \text{SpreadHY}_t + \mathbf{a}_3 \hat{u}_t + \mathbf{h}_t$$

$$\text{II) } \text{Var}(e_t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \text{IntervTS}_t + \mathbf{a}_2 \text{SpreadHY}_t + \mathbf{a}_3 \hat{u}_t + \mathbf{h}_t$$

Variável	I	II
Constante	0.3538*** (0.0744)	-0.1648 (0.4290)
Intervenções Spot I	-0.0030* (0.0033)	-
Intervenções Títulos Cambiais + Swaps I	-	0.0002*** (0.0900)
Spread High Yield	0.0013* (0.0002)	0.0018* (0.0000)
\hat{u}_t	164.33* (0.0003)	-219.08 (0.1312)
R2 ajustado	0.3106	0.2766

*, **, *** significante a 1%, 5% e 10% respectivamente
p-valor entre parênteses

Para termos uma idéia da ordem de grandeza do coeficiente, deve-se lembrar que a média das intervenções no período foi de US\$50 milhões e da variância condicional de 0.63. Isto significa que com um coeficiente de -0.003, uma intervenção média de US\$50 milhões teria um efeito de redução de 23,8% da variância condicional. Outro resultado interessante encontrado é que o coeficiente dos resíduos estimados da equação reduzida é significativo a 1% indicando, de acordo com o teste de Vella (1993), que as intervenções são endógenas ao modelo.

Este resultado sugere que o impacto positivo e significativo das intervenções na taxa de câmbio estimados com o modelo EGARCH (1,1) possivelmente estava sendo gerado pelo problema de endogeneidade, ou seja, da resposta do Banco Central à variância da taxa de câmbio.

Podemos ainda destacar que a aversão ao risco dos investidores internacionais é uma variável de controle importante para explicar a variância da taxa de câmbio. O resultado revelou que em momentos de menor apetite pelo risco e escalada dos *spreads* das empresas arriscadas americanas, há um aumento da volatilidade da taxa de câmbio.

Resolvemos investigar também as intervenções com títulos e *swaps* cambiais. O resultado revelou-se bastante distinto. As intervenções com títulos e *swaps* cambiais mostraram-se positivas e significativas a 10%. No exercício do capítulo anterior, a variação de cambiais no mercado mostrara-se significativa apenas para equação da média condicional. Outra diferença que se nota é que não se encontra evidência de endogeneidade para esta variável, ou seja, o governo não estaria utilizando este instrumento para responder ao aumento de volatilidade da taxa de câmbio.

Tabela 7– Intervenções Discretas x Contínuas e Política de Juros

$$I) \text{Var}(e_t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \text{IntervSpot}_t + \mathbf{a}_2 \text{SpreadHY}_t + \mathbf{a}_3 \hat{u}_t + \mathbf{h}_t$$

$$II) \text{Var}(e_t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \text{IntervSpot}_t + \mathbf{a}_2 \text{IntervSpot}_t * \text{DumIntervont}_t + \mathbf{a}_3 \text{SpreadHY}_t + \mathbf{a}_4 \hat{u}_t + \mathbf{h}_t$$

$$III) \text{Var}(e_t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \text{IntervSpot}_t + \mathbf{a}_2 \text{IntervSpot}_t * \text{DumJuros}_t + \mathbf{a}_3 \text{SpreadHY}_t + \mathbf{a}_4 \hat{u}_t + \mathbf{h}_t$$

Variável	I	II	III
Constante	0.3538*** (0.0744)	0.4395* (0.0038)	0.3536*** (0.0756)
Intervenções SpotI	-0.0030* (0.0033)	-0.0034* (0.0002)	-0.0030* (0.0064)
Intervenções SpotI*DumIntervcont	-	-0.0024 (0.4337)	-
Intervenções SpotI*DumJuros	-	-	-0.0001 (0.9242)
Spread High Yield	0.0013* (0.0002)	0.0013* (0.0000)	0.0013* (0.0001)
\hat{u}_t	164.33* (0.0003)	183.18* (0.0000)	163.97* (0.0002)
R2 ajustado	0.3106	0.3103	0.3099

*, **, *** significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

p-valor entre parênteses

Uma pergunta a se fazer é se o impacto das intervenções é distinto quando o Banco Central intervém no mercado de forma contínua. Em períodos em que a Autoridade Monetária estabelece uma política de intervenção de compra ou vendas diárias, as operações tornam-se esperadas pelo mercado, e podem se refletir na volatilidade da taxa de câmbio diferentemente de períodos em que as intervenções não são previsíveis pelos agentes. Para testar esta distinção, introduzimos uma *dummy* multiplicativa de intervenções contínuas, que assume valor “1” no segundo semestre de 2001, período este em que o Banco Central adotou uma política de vendas diárias de US\$ 50 milhões, e “0” caso contrário. Observa-se na tabela 7 que a hipótese de que a política de vendas anunciadas pelo Banco Central tem efeito diferenciado na variância não obtém respaldo empírico para o período analisado.

Tabela 8 – Robustez da Variância

- I) Variável dependente: Variância Condicional EGarch(1,1)
 II) Variável dependente: Variância Condicional Garch(1,1)
 III) Variável dependente: Variância Condicional TGarch(1,1)
 IV) Variável dependente: Variância Condicional EGarch(2,2)
 V) Variância amostral dos últimos 30 dias úteis

Variável	I	II	III	IV	V
Constante	0.3538*** (0.0744)	0.3035 (0.2447)	0.3522 (0.1634)	0.3596*** (0.0604)	-0.0032* (0.0626)
Intervenções Spot I	-0.0030* (0.0033)	-0.0039* (0.0057)	-0.0041* (0.0026)	-0.0031* (0.0027)	-0.0000273* (0.0166)
Spread High Yield Bonds	0.0013* (0.0002)	0.0017* (0.0019)	0.0016* (0.0012)	0.0013* (0.0001)	0.000019* (0.0000)
ût	164.33* (0.0003)	220.45* (0.0010)	219.37* (0.0004)	168.55* (0.0003)	0.6207* (0.0090)
R2 ajustado	0.3106	0.2517	0.2863	0.3081	0.4591

*, **, *** significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

p-valor entre parênteses

Outro ponto a ser elucidado refere-se à adoção de política de juros simultâneas a política de intervenções. Será que o efeito atribuído às intervenções decorre majoritariamente do efeito das mudanças concomitantes na taxa de juros? Estimamos um modelo que inclui uma variável *dummy* multiplicativa nas intervenções. Esta assume valor “1” nos 21 dias úteis consecutivos a uma mudança na taxa de juros e “0” caso contrário. Podemos depreender do resultado

expostos na tabela 7 que a intervenção é eficaz mesmo sem uma política de juros conjunta, uma vez que a *dummy* multiplicativa de mudança de juros não é significativa a 5%.

Alguns exercícios de robustez da variância foram realizados e estão expostos na tabela 8. Estimou-se a variância condicional utilizando os modelos GARCH (1,1), TGARCH (1,1) e EGARCH (2,2) e a variância calculada com base nos 30 últimos dias úteis. Para cada variância estimou-se o modelo proposto acima novamente e comparamos os resultados com aquele que utilizou a variância do modelo EGARCH (1,1). Os resultados ficaram muito próximos do anterior.

Tabela 9 - PPP x Média Móvel

I) Média do Câmbio Real de 01/80-12/03
 II) Média Móvel Câmbio Real dos últimos 4 anos
 III) Média Móvel Câmbio Real dos últimos 23 anos

Variável	I	II	III
Constante	0.3538*** (0.0744)	0.5781* (0.0138)	-0.1454 (0.4766)
Intervenções Spot I	-0.0030* (0.0033)	-0.0062* (0.0016)	-0.0015*** (0.0947)
Spread High Yield Bonds	0.0013* (0.0002)	0.0017* (0.0000)	0.0018* (0.0000)
\hat{u}_t	164.33* (0.0003)	145.60* (0.0006)	109.06* (0.0029)
R2 ajustado	0.3106	0.3083	0.2948

*, **, *** significante a 1%, 5% e 10% respectivamente
 p-valor entre parênteses

Como existem controvérsias acerca da validade da hipótese de PPP, ao invés de adotarmos uma média constante ao longo do tempo para a taxa de câmbio real, resolvemos averiguar como nossos resultados seriam afetados se utilizássemos uma média móvel para a taxa de câmbio real. Dois períodos foram escolhidos, um curto de 4 anos e outro longo de 23 anos. Todos os resultados se mantiveram exceto pelo efeito das intervenções spot na variância que perdeu significância, de 1% foi para 10%.

Os resultados revelaram que a simultaneidade é uma questão importante a ser considerada no estudo da eficácia das intervenções do Banco Central no mercado de câmbio. Quando esta não é tratada de forma adequada, pode-se gerar resultados desorientadores que nos levam a conclusões contrárias.